

Finansministeriet

Bilag
Robusthedstests af estimerede adfærdseffekter i dagpengemodellen

September 2021

2021

1. Bilag Robusthedstests af de estimerede adfærdseffekter

1.1 Indledning

I forbindelse med Dagpengekommissionens arbejde blev der lavet en analyse af sammenhængen mellem de dagpengelediges afgangsadfærd og ændringer i ydelsesniveauet. Analysen blev brugt til at estimere de adfærdseffekter, der anvendes i dagpengemodellen til at beregne adfærdsvirkninger af ændringer i reglerne på dagpengeområdet.

Dagpengekommissionen estimerede adfærdseffekterne ud fra, hvordan dagpengemodtagerne reagerede forud for og efter en ydelsesændring, de vidste ville komme. I analysen udnyttes dagpengereformen fra 2011, der afkortede dagpengeperioden fra fire til to år, og de midlertidige ydelser, hvilket medførte at ledige stod til at opleve forskellige ydelsesændringer ved overgangen til de midlertidige og kontanthjælp ved forskellige ledighedslængder.

Hvorvidt Dagpengekommissionens estimerede adfærdseffekter kan tillægges en kausal fortolkning afhænger af, om der andre faktorer end selve ydelsesreduktionen, der kan forklare afgangsadfærden fra dagpenge, men som der ikke er kontrolleret for i Dagpengekommissionens analyse.

Der er siden Dagpengekommissionens arbejde foregået en løbende faglig diskussion af, om de estimerede adfærdseffekter kan fortolkes kausalt og størrelsesordenen på disse. Denne diskussion er senest rejst i et folketingsspørgsmål som opfølgning på Rockwool Fondens Forskningsenheds (RFF) bog "*Hvordan udvikler beskæftigelsen sig i Danmark, juni 2019*".[1] I RFF's bog argumenteres der for, at adfærdsvirkningen er usikre og mindre end, hvad Dagpengekommissionen og andre studier finder.

I RFF's bog er der ikke en uddybning af de faglige usikkerheder, der konkret tænkes på i fastlæggelsen af adfærdsvirkningerne. Derfor har Finansministeriet haft en dialog med RFF, der har givet input til en række konkrete teoretiske overvejelser, som kan give anledning til usikkerhed i den kausale fortolkning af Dagpengekommissionens estimerede adfærdseffekter.

På baggrund heraf har Finansministeriet foretaget en række robusthedsundersøgelser af Dagpengekommissionens analyse, der er præsenteret i nedenstående i

[1] Finansudvalgets spørgsmål nr. 12 (Alm. del) af 21. august 2019 stillet efter ønske fra Rune Lund (EL) – Samlingen 2018(2): https://www.ft.dk/samling/20182/almdel/FIU/spm/12/index.htm

dette bilag. Resultaterne af de foretagne undersøgelser peger i retningen af, at størrelsesordenen på de estimerede adfærdseffekter er robuste over for de konkrete teoretiske overvejelser fra RFF. Resultaterne er dog ikke et udtryk for, at der ikke kan være andre faktorer eller forhold, der kan give anledning til andre robusthedstests, som kan give mindre robuste resultater.

1.2 Estimationsantagelser

De estimerede adfærdseffekter blev fastlagt af Dagpengekommissionen, hvor de opstillede en varighedsmodel, der beskriver afgangsraterne fra ledige. Konkret modelleres afgangsraten som en *proportional hazard-model*, der udtrykkes gennem følgende estimationsligning:

$$h_{it} = h_0 \exp\left(\beta_1 x_i + \beta_2 c_t + \alpha(t) + \delta \frac{s_{it+z} - s_{it}}{s_{it}}\right) \quad (1)$$

hvor de centrale variable i estimationen udgøres af vektoren $\frac{s_{it} - s_{it+z}}{s_{it}}$, som er et sæt af variable, der på et givent tidspunkt t i dagpengeperioden angiver den procentvise ændring i ydelsen i forhold til ydelsen på et sæt af tidspunkter $t+z$ i den enkelte persons ledighedsforløb.

De estimerede adfærdseffekter i dagpengemodellen svarer til estimatet af vektoren δ, kaldet de centrale parametre. Estimatet angiver den relative ændring i afgangsraten på et givet tidspunkt i dagpengeperioden før og efter en ændring i ydelsen.

I Dagpengekommissionens analyse udnyttes variationen i ydelsesprofilerne mellem lediges individuelle ledighedsforløb til at estimere de opgjorte adfærdseffekter. For at de opgjorte adfærdseffekter kan tillægges en kausal fortolkning, skal alle forhold, som systematisk påvirker både afgang til beskæftigelse og ydelsesreduktioner være inkluderet som forklarende variable x_i i estimationsligning (1)[2]. Hvis dette er gældende, vil ydelsesprofilerne være eksogene. I det modsatte tilfælde vil ydelsesprofilerne være endogene, hvorved de estimerede adfærdseffekter ikke kan tillægges en kausal fortolkning.

I fastlæggelsen af empiriske adfærdsparametre vil det sjælendt være muligt at have tilfældig variation, hvorved der oftest avendes effektanalyser såsom difference-in-difference. Ved effektstudier udnyttes der direkte eksogen variation, som muliggør kausale fortolkninger, såfremt identifikationsantagelserne i estimationsdesignet er overholdt.

---

[2] Det er også nødvendigt, at kausaliteten kun går én vej: Afgang til beskæftigelse må ikke påvirke ydelsesændringen. Det virker ikke videre plausibelt, at afgang til beskæftigelse i sig selv (uden at virke gennem en anden variabel) skulle kunne påvirke en fremtidig ydelsesændring.

Dagpengekommissionens analyse af de centrale adfærdsparametre adskiller sig fra en effektanalyse ved, at der ikke direkte anvendes eksogen variation i ydelsesreduktionerne. Det kommer af, at de individuelle ydelsesreduktioner er fastlagt på baggrund af en række individuelle baggrundskarakteristika og regler. Hvis et karakteristikum har indflydelse på størrelsen af ydelsesreduktionen og samtidig har sin egen effekt på afgangsraterne, vil det medføre endogen variation i ydelsesreduktionerne.

Ydelsesreduktionerne vil eksempelvis være endogene i det tilfælde, hvor ikke-forsørgere i gennemsnit har en større ydelsesreduktion end forsørgere, og hvor det samtidig gælder, at ikke-forsørgere har en højere afgangssandsynlighed. Dette vil lede til en overvurdering af virkningen af ydelsesreduktionen, hvis der laves en simpel sammenligning af afgangssandsynlighederne mellem ikke-forsørgere og forsørgere. Dette skyldes, at ikke-forsørgere vil have en højere afgangssandsynlighed uagtet størrelsen på ydelsesreduktionen.

For at de centrale adfærdsparametre kan tillægges en kausal fortolkning, skal det gælde, at ydelsesreduktionerne er betinget uafhængig af afgangssandsynlighederne. Dette kaldes en conditional independence assumption (CI) i økonometriske fagtermer. Antagelsen siger, at betinget på forskelle i baggrundskarakteristika vil ydelsesreduktionerne være eksogene, hvorved de estimerede centrale parametre vil kunne tillægges en kausal effekt. I overstående eksempel er antagelsen, at hvis der kontrolleres for forskellen i afgangssandsynligheden mellem forsørgere og ikke-forsørgere, vil ydelsesreduktionerne være eksogene.

CI-antagelsen vil være overholdt, hvis der er taget højde for alle relevante variable, samt at de indgår i modellen med den korrekte funktionelle form. Teoretisk set er det dog aldrig muligt at vide, om CI-antagelsen er fuldt overholdt. Det skyldes, at det er ikke muligt at vide, om der er taget højde for alle baggrundskarakteristika, der potentielt kan påvirke afgangssandsynligheden fra dagpenge, og som er korreleret med ydelsesreduktionerne. Det er dog vigtigt at teste robustheden af de estimerede adfærdseffekter for at kunne vurdere, om CI-antagelsen er sandsynlig til at være overholdt over for en række konkrete alternative specifikationer af estimationsligningen.

1.3 Robusthedstjek af estimationsmetode

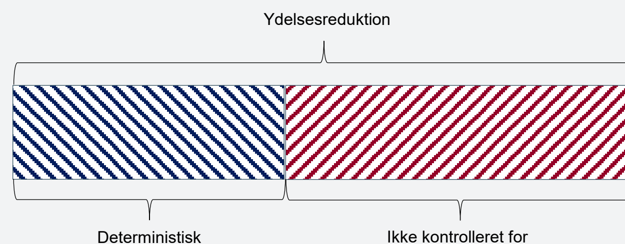
På baggrund af dialogen med RFF har FM foretaget følgende undersøgelser af antagelserne bag estimationsligningen:

1. Variation i ydelsesreduktionerne
2. Betydning af specifikke kontrolvariabler
3. Om variationen i ydelsesreduktionerne er drevet af forskellen mellem to befolkningsgrupper
4. Korrekt dynamisk specifikation af kontrolvariable
5. Afgang til andet end beskæftigelse er tilfældig

RFF's teoretiske overvejelser i forhold til usikkerheden kan ses som forskellige mulige brud på CI-antagelsen, hvorved de estimerede adfærdseffekter ikke vil kunne tillægges en kausal fortolkning. I det følgende beskrives RFF's overvejelser, der herefter adresseres gennem forskellige mulige robusthedstests.

Variation i ydelsesreduktionerne
Variationen i ydelsesreduktionen kan opdeles i en deterministisk del og en del, der ikke kontrolleres for i estimationsligningen, *jf. figur 1.1*. Den deterministiske del er bestemt ud fra baggrundskarakteristika i estimationsligningen. Den resterende del af variationen af ydelsesreduktionen er den del, som de forskellige baggrundskarakteristika i estimationsligningen ikke kan forklare.

Figur 1.1
Teoretisk variation i ydelsesreduktionen



I estimationen af de centrale parametre udnyttes den resterende variation i ydelsesreduktionen, der er tilbage efter inklusionen af kontrolvariable i estimationen. Hvis den del af variationen, der ikke er kontrollet for i estimationsligningen, er tilfældig – det vil sige eksogen –, så vil de centrale parametre kunne tillægges en kausal fortolkning. Med andre ord, hvis ydelsesreduktionerne er betinget eksogene, vil CI-antagelsen være overholdt.

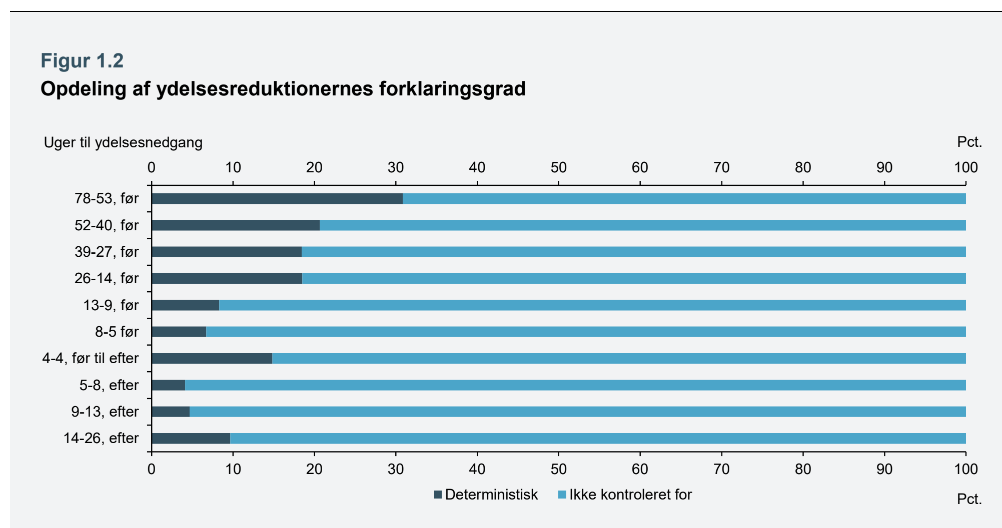
I Dagpengekommissionens analyse af de centrale parametre udgør den deterministiske del af ydelsesreduktionerne mindre end 30 pct., *jf. figur 1.2*. Det betyder, at baggrundsvariablene i estimationsligningen kan forklare mindre end 30 pct. af størrelsen på ydelsesreduktionerne, hvorved den resterende variation på over 70 pct. bruges til at estimere de centrale parametre.

Den determinitiske del udgør en faldende andel op mod en ydelsesnedgang dog med en stigning i perioden tæt ved ydelsesnedgangen. Fx udgør andelen 30 pct. 78-53 uger før en ydelsesnedgang, mens andelen udgør under ti pct. otte til fem uger før ydelsesnedgangen.

At baggrundsvariablenes forklaringsgrad af størrelsen på ydelsesreduktionerne er relativt lille i forhold til, at ydelsesreduktionerne er bestemt ud fra disse, kan delvist henføres til, at baggrundsvariablene indgår på forskellige måder i henholds-

vis beregningen af ydelsesreduktionen og i estimationsligningen. Ydelsesreduktionen er bestemt ud fra en kombination af baggrundsvariablene, mens baggrundsvariablene kun indgår selvstændigt i estimationsligningen. Eksempelvis er det kombinationen af alder, uddannelse og forsørgerstatus, der fastlægger den potentielle kontanthjælpssats, mens de tre variable indgår separat i estimationsligningen. En antagelse i estimationen er, at selvom alder, uddannelse og forsørgerstatus har betydning for afgang til beskæftigelse, så er lige netop de specifikke kombinationer af disse, som udløser en unik ydelsesreduktion, ikke afgørende.

Endeligt taler den relativt lille forklaringsgrad i retningen af, at det ikke er en enkeltstående variable, der driver hele variationen i ydelsesreduktionen.



Figur 1.2
Opdeling af ydelsesreduktionernes forklaringsgrad

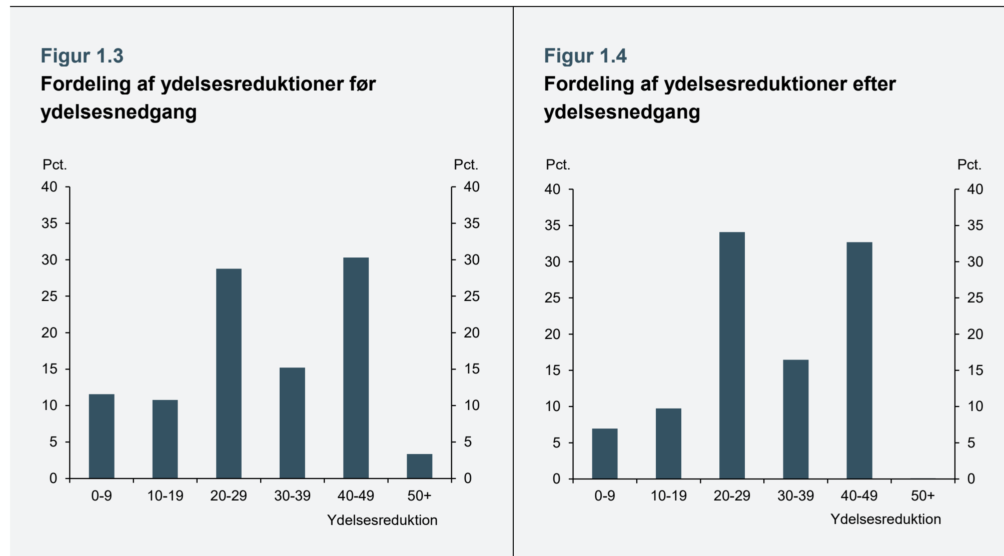
Anm.: Den deterministiske del af ydelsesreduktionerne svarer til baggrundsvariablenes forklaringsgrad af ydelsesreduktionerne, der er beregnet ved hjælp af en lineær regression af baggrundsvariablene på ydelsesreduktionerne.
Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

Udover betinget eksogenitet i ydelsesreduktionen betyder størrelsen af variationen i ydelsesreduktionen en rolle for den generelle anvendelighed af de centrale parametre. Hvis størrelsen af ydelsesreduktionerne kun varierer inden for et lille interval, vil de centrale parametre ikke nødvendigvis kunne anvendes til en vurdering af virkningen af ydelsesreduktionerne, der ligger uden for intervallet.

De centrale adfærdsparametre, der ligger 78 til nul uger før en ydelsesnedgang, er estimeret på baggrund af ydelsesreduktioner, som er bredt fordelt fra 0-50 pct. Derudover er der en lille andel med ydelsesreduktioner på over 50 pct., hvilket primært er bestående af ydelsesreduktioner på 100 pct. for personer, der ikke er berettiget til kontanthjælp ved dagpengeperiodens ophør, *jf. figur 1.3*.

Det samme billede er gældende for ydelsesreduktionerne nul til 26 uger efter ydelsesnedgangen. Dagpengekommissionens datagrundlag er efter dagpengeperiodens ophør bestående af folk på med de midlertidige ydelser, hvorfor ingen personer har en ydelsesreduktion på over 50 pct., *jf. figur 1.4*.

En forholdsvis høj andel af ydelsesreduktionerne ligger i intervallet 20-29 pct. og 40-49 pct., hvilket svarer til ydelsesreduktionen fra den maksimale dagpengesats til de midlertidige ydelser for henholdsvis forsørgere og ikke-forsørgere.



Figur 1.3
Fordeling af ydelsesreduktioner før ydelsesnedgang

Figur 1.4
Fordeling af ydelsesreduktioner efter ydelsesnedgang

Anm.: Fordelingen er opgjort på baggrund af Dagpengekommissionens ugentlige datasæt, hvorved de dagpengeledige vil indgå flere gange i fordelingen. Andelen er opgjort blandt personer, der faktisk står til en ydelsesreduktion.
Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

På baggrund af overstående vurderes det, at der er tilstrækkelig med variation i ydelsesreduktionerne til, at de estimerede centrale parametre giver et repræsentativt virkning af ændringer i dagpengeydelsen.

Inklusion af flere kontrolvariable
I Dagpengekommissionens analyse kontrolleres der umiddelbart for alle faktorer, der kan påvirke størrelsen af en ydelsesreduktion på nær personens egen formue samt ægtefællens indkomst og formue. Hvis for eksempel dagpengemodtagere med større formue også har højere sandsynlighed for at finde beskæftigelse, også når der er kontrolleret for fx tidligere indkomst, vil dette påvirke de centrale parametre, da CI-antagelsen ikke vil være overholdt.

Den oprindelige analyse er derfor foretaget med inklusion af formue samt ægtefælleindkomst og -formue. Variablene har en fælles statistisk signifikant effekt, men med parameterestimater, der stort set er nul. Samtidigt ændrer inklusionen af variablene ikke overordnet på størrelsen af de centrale parametre, *jf. tabel 1.1*.

Den forudsatte adfærdseffekt er således nogenlunde uændret i følsomhedsanalysen, hvorved CI-antagelsen virker robust over påvirkningen af personens egen formue samt ægtefællens indkomst og formue.

For at teste betydningen af Dagpengekommissionens inkluderede kontrolvariable for de estimerede adfærdseffekter er analysen også foretaget uden kontrolvariable. Her ændrer de centrale parametre sig med ca. 10-30 pct., *jf. tabel 1.2*.

Tabel 1.1

Estimerede elasticiteter for afgang til beskæftigelse med inklusion af formue, ægtefælleindkomst og –formue

Virker fra/til	Elasticiteter i grundmodellen		Elasticiteter med ekstra forklarende variable	
78 til 53 uger før ydelsesnedgang	-0,2	***	-0,2	***
52 til 40 uger før ydelsesnedgang	-0,3	***	-0,3	***
39 til 27 uger før ydelsesnedgang	-0,5	***	-0,5	***
26 til 14 uger før ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,6	***
13 til 9 uger før ydelsesnedgang	-0,9	***	-0,9	***
8 til 5 uger før ydelsesnedgang	-1,2	***	-1,1	***
4 uger før til 4 uger efter ydelsesnedgang	-2,6	***	-2,6	***
5 til 8 uger efter ydelsesnedgang	-1,8	***	-1,8	***
9 til 13 uger efter ydelsesnedgang	-1,1	***	-1,1	***
14 til 26 uger efter ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,6	***

Anm.: *** = signifikansniveau på én pct. Modellens øvrige parameterestimater er ikke angivet, men afviger ikke i en betydelig grad fra sammenlignelige analyser. Effekten i grundmodellen 9-13 uger efter en ydelsesnedgang afviger med 0,1 fra oplyst i den Tekniske Analyserapport, hvilket skyldes en afrundingsfejl i rapporten De ekstra variable består af formue samt ægtefælleindkomst og –formue.

Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

Tabel 1.2

Estimerede elasticiteter for afgang til beskæftigelse med og uden forklarende variable

Virker fra/til	Elasticiteter i grundmodellen		Elasticiteter uden forklarende variable	
78 til 53 uger før ydelsesnedgang	-0,2	***	-0,3	***
52 til 40 uger før ydelsesnedgang	-0,3	***	-0,5	***
39 til 27 uger før ydelsesnedgang	-0,5	***	-0,7	***
26 til 14 uger før ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,8	***
13 til 9 uger før ydelsesnedgang	-0,9	***	-1,1	***
8 til 5 uger før ydelsesnedgang	-1,2	***	-1,4	***
4 uger før til 4 uger efter ydelsesnedgang	-2,6	***	-2,8	***
5 til 8 uger efter ydelsesnedgang	-1,8	***	-2,0	***
9 til 13 uger efter ydelsesnedgang	-1,1	***	-1,3	***
14 til 26 uger efter ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,8	***

Anm.: *** = signifikansniveau på én pct. Modellens øvrige parameterestimater er ikke angivet, men afviger ikke i en betydelig grad fra sammenlignelige analyser. Effekten i grundmodellen 9-13 uger efter en ydelsesnedgang afviger med 0,1 fra oplyst i den Tekniske Analyserapport, hvilket skyldes en afrundingsfejl i rapporten I modellen uden forklarende variable indgår der stadig variable for ledighedslængden.

Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

Udeladelse af bestemte grupper

Hvis et karakteristikum har en stor betydning for størrelsen på ydelsesreduktionen, vil der være høj korrelation mellem kontrolvariablen og ydelsesreduktionen. Dette vil gøre det svært at skelne den isolerede effekt af ydelsesreduktionen fra kontrolvariablen.

Et eksempel herpå kunne være forsørgerstatus. En forsørger vil typisk have en ydelsesreduktion på 20-29 pct. ved overgangen til de midlertidige ydelser, mens ikke-forsørgere vil have en ydelsesreduktion på typisk 40-49 pct. Der er således en umiddelbar høj korrelation mellem forsørgerstatus og ydelsesreduktionen. I en estimation kan det således være svært at skelne effekten af ydelsesreduktionen fra effekten af forsørgerstatus, hvis variationen i ydelsesreduktionen primært af drevet af forskellen mellem forsørger og ikke-forsørgere.

For at teste om dette er tilfældet, er analysen foretaget ved at ekskludere henholdsvis forsørgere og ikke-forsørgere fra estimationspopulationen. For begge grupper er der en signifikant effekt på afgangssandsynligheden omkring en ydelsesnedgang, dog med en undtagelse for forsørger 14-26 uger efter en ydelsesnedgang, *jf. tabel 1.3*. Yderligere viser estimationsresultaterne, at de estimerede adfærdseffekter for henholdsvis forsørgere og ikke-forsørgere ikke i betydelig grad afviger fra de estimerede adfærdseffekter på baggrund af hele befolkningen.

Dette understøtter, at Dagpengekommissionens estimerede adfærdseffekter ikke er drevet af forskellen i størrelsen på ydelsesreduktionen ved opbrug af den dagpengeperioden mellem forsørgere og ikke-forsørgere.

Tabel 1.3
Estimerede elasticiteter for afgang til beskæftigelse opdelt på forsørgerstatus

Virker fra/til	Elasticiteter i grundmodellen		Elasticiteter, forsørger		Elasticiteter, ikke-forsørgere	
78 til 53 uger før ydelsesnedgang	-0,2	***	-0,2	***	-0,2	***
52 til 40 uger før ydelsesnedgang	-0,3	***	-0,4	***	-0,4	***
39 til 27 uger før ydelsesnedgang	-0,5	***	-0,6	***	-0,6	***
26 til 14 uger før ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,8	***	-0,7	***
13 til 9 uger før ydelsesnedgang	-0,9	***	-1,2	***	-1,0	***
8 til 5 uger før ydelsesnedgang	-1,2	***	-1,5	***	-1,2	***
4 uger før til 4 uger efter ydelsesnedgang	-2,6	***	-2,6	***	-2,7	***
5 til 8 uger efter ydelsesnedgang	-1,8	***	-2,2	***	-1,8	***
9 til 13 uger efter ydelsesnedgang	-1,1	***	-1,2	***	-1,2	***
14 til 26 uger efter ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,2		-0,8	***

Anm.: *** = signifikansniveau på én pct. Effekten i grundmodellen 9-13 uger efter en ydelsesnedgang afviger med 0,1 fra oplyst i den Tekniske Analyserapport, hvilket skyldes en afrundingsfejl i rapporten. Modellens øvrige parameterestimater er ikke angivet, men afviger ikke i en betydelig grad fra sammenlignelige analyser.
Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

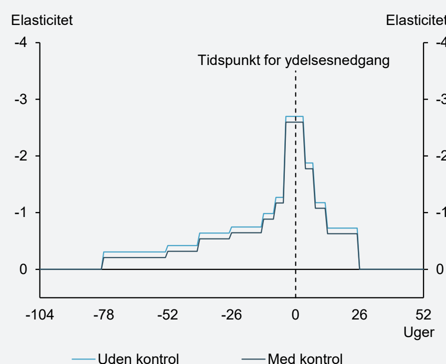
Ledighedslængdeafhængige kontrolvariable
CI-antagelsen kræver udover, at der kontrolleres for alle relevante variable, at de indgår med den korrekte funktionelle form. I Dagpengekommissionens estimation af adfærdsparametrene indgår baggrundsvariablene som særskilte kontrolvariable, hvorved der kontrolles for den gennemsnitlige effekt på afgangssandsynligheden over hele dagpengeperioden af en givet kontrolvariable.

I Dagpengekommissionens analyse kontrolleres der eksempelvis for tidligere indkomst gennem indikatorvariable for hver indkomstdecil. Inklusionen af indkomst vil alt andet lige medføre et fald i de estimerede adfærdseffekter, hvis tidligere indkomst har en selvstændig positiv virkning på afgangssandsynligheden, og at det gælder, at personer med høje indkomster vil have en højere ydelsesreduktion, *jf. figur 1.5*.

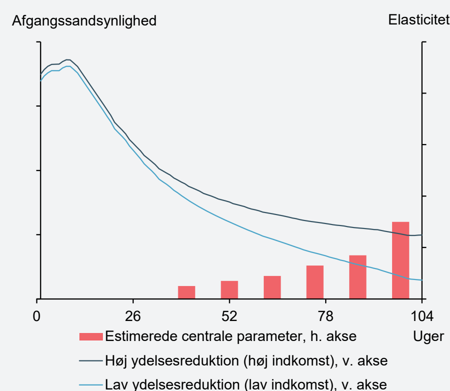
Baggrundsvariable kan have en varierende effekt hen over ledighedsperioden. Eksempelvis kan tidligere indkomst have en mindre betydning på afgangssandsynligheden fra dagpenge i starten af dagperioden end mod ophør af dagpengeperioden. Med andre ord, en baggrundsvariabel kan både have en betydning for niveauet for de estimerede adfærdseffekter, men også for profilen.

Dette er illustreret i figur 1.6, hvor to persongrupper med henholdsvis høj og lav indkomst har omtrent samme afgangssandsynlighed i starten af dagpengeperioden. Efterhånden som to persongrupper nærmer sig opbrug af dagpengeperioden, falder afgangssandsynligheden mere for personer med lav indkomst (lyseblå-kurve) end for personer med høj indkomst (mørkeblå-kurve). Den potentielle forskel i afgangssandsynligheden kan teoretisk argumenteres ud fra, at personer med en høj tidligere indkomst har et større netværk, som de kan anvende til at finde beskæftigelse.

Figur 1.5
Hypotetisk illustration af inklusion af kontrolvariable for de central parametre



Figur 1.6
Hypotetisk illustration af ledighedsafhængige kontrolvariable



Hvis der ikke kontrolleres for forskellen i afgangsraterne mellem de to indkomstgrupper op mod opbrug af dagpengeperioden, vil forskellen umiddelbart blive tilskrevet ydelsesreduktionen. Dette vil således kunne lede til et potentielt bias i de estimerede adfærdseffekter. Dette skyldes, at de eneste variable, der anhænger af dagpengeperiodens længde, er ydelsesreduktionerne samt selve ledighedsancienniteten.

Inklusionen af indkomst som baggrundsvariable vil kun kontrollere for den gennemsnitlige forskel i afgangsraterne over hele perioden. Idet de fleste dagpengemodtagere har relativt korte dagpengeforløb, vil antallet af observationer være størst i starten af dagpengeperioden. Dette vil medføre, at den gennemsnitlig effekt af indkomst vil blive estimeret ud fra, hvordan indkomst påvirker afgangsraten for korte dagpengeforløb, hvor der i dette eksempel ikke er nogen betydelig forskel i afgangssandsynligheden.

Inklusionen af indkomst vil på den baggrund ikke umiddelbart opfange den sande virkning af indkomst på afgangsraterne. Dette vil lede til, at afvigelsen mellem effekten af en kontrolvariable på et givet ledighedstidspunkt og den gennemsnitlige effekt af kontrolvariablen vil blive tilskrevet den estimerede adfærdseffekt. I tilfældet, hvor højindkomstgruppen har en højere ydelsesreduktion end lavindkomstgruppen, vil de estimerede adfærdseffekter være positive uagtet virkningen af selve ydelsesreduktionen, hvilket er illustreret som de røde søjler i figur 1.6.

For at teste om Dagpengekommissionens estimerede adfærdseffekter er robuste over for, at indkomst kan have en særskilt virkning ved forskellige ledighedslængder, er analysen foretaget, hvor indkomst interageres med halvårlige ledighedsanciennitеter. Dette tillader indkomst at have en dynamisk effekt over ledighedsanciennitet.

Resultatet af estimationen viser, at de centrale parametre ikke ændrer sig nævneværdigt, hvorved de er robuste over for inklusionen af ledighedsafhængige effekter af indkomst, *jf. tabel 1.4*. Dette taler således for, at Dagpengekommissionens estimerede adfærdseffekter ikke er drevet af forskelle i underliggende afgangsrater mellem indkomstgrupper, som er potentielt større ved højere ancienniteter end ved starten af dagpengeperioden.

Resultaterne af en tilsvarende robusthedstest, hvor det tillades, at køn kan have en tilsvarende varierende effekt over ledighedsperioden, giver ligeledes uændrede resultater.

Tabel 1.4
Estimerede elasticiteter for afgang til beskæftigelse med ledighedslængdeafhængige kontrolvariable

Virker fra/til	Elasticiteter i grundmodellen		Elasticiteter, indkomst		Elasticiteter, køn	
78 til 53 uger før ydelsesnedgang	-0,2	***	-0,2	***	-0,3	***
52 til 40 uger før ydelsesnedgang	-0,3	***	-0,3	***	-0,5	***
39 til 27 uger før ydelsesnedgang	-0,5	***	-0,6	***	-0,7	***
26 til 14 uger før ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,7	***	-0,9	***
13 til 9 uger før ydelsesnedgang	-0,9	***	-0,9	***	-1,1	***
8 til 5 uger før ydelsesnedgang	-1,2	***	-1,2	***	-1,4	***
4 uger før til 4 uger efter ydelsesnedgang	-2,6	***	-2,6	***	-2,8	***
5 til 8 uger efter ydelsesnedgang	-1,8	***	-1,8	***	-2,0	***
9 til 13 uger efter ydelsesnedgang	-1,1	***	-1,1	***	-1,2	***
14 til 26 uger efter ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,6	***	-0,8	***

Anm.: *** = signifikansniveau på én pct. Effekten i grundmodellen 9-13 uger efter en ydelsesnedgang afviger med 0,1 fra oplyst i den Tekniske Analyserapport, hvilket skyldes en afrundingsfejl i rapporten. Modellens øvrige parameterestimater er ikke angivet, men afviger ikke i en betydelig grad fra sammenlignelige analyser. Indkomst og køn er interageret med halvårlige anciennitetsvariable.
Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

Competing risks
I Dagpengekommissionens analyse opdeles afgangene fra ledighed i afgange til henholdsvis ikke-støttet beskæftigelse og til andet end ikke-støttet beskæftigelse.

De estimerede adfærdseffekter beror på gennemsnitlige reaktioner blandt personerne i dagpengeperioden. Det betyder eksempelvis, at den estimerede adfærdseffekt 78 til 53 uger før en ydelsesændring, er fastlagt på baggrund af den gennemsnitlige reaktion blandt alle observationer, der ligger i samme interval.

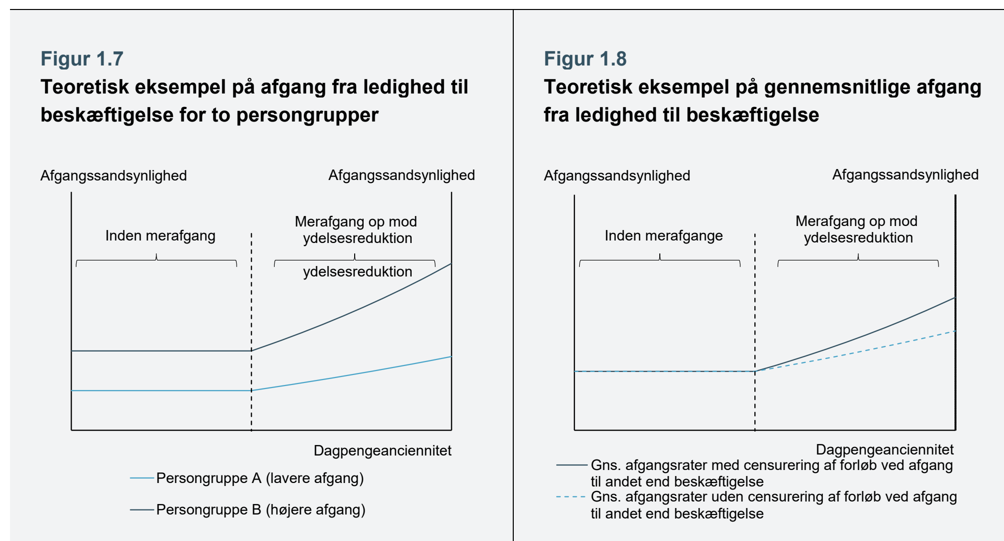
I estimationen af adfærdseffekterne foretages en såkaldt censurering af de forløb, hvor ledighed er efterfuldt af andet end et beskæftigelsesforløb. Efter censureringstidspunktet indgår disse forløb ikke i opgørelsen af afgangen fra ledighed til beskæftigelse. Samme metodik anvendes for forløb, som afsluttes med afgang til andet end beskæftigelse. Her censureres forløb, der afsluttes med afgang til beskæftigelse.

Censurering i varighedsanalyser har, under visse antagelser, ikke betydning for de estimerede effekter. Hvis censureringen er uafhængig og ikke-informativ behøves censureringen ikke eksplicit modelleres. Det betyder, at det skal være tilfældigt, hvem der bliver censureret. De personer, der bliver censureret, skal derved gennemsnitligt have de samme underliggende afgangsrater til fx beskæftigelse som de personer, der ikke bliver censureret.

Hvis der er afhængig og informativ censurering, vil der være competing risks mellem afgangssandsynligheder til beskæftigelse og til andet end beskæftigelse. I tilfælde af competing risks vil de estimerede adfærdsparametre være større op mod en ydelsesændring uden, at det nødvendigvis skyldes, at folk reagere kraftigere tættere på ydelsesændringen.

Competing risks kan ses som et brud på CI-antagelsen, idet at estimationsligningen ikke kontrollerer for den ikke uafhængige og informative censurering.

Et eksempel på, hvor antagelsen ikke vil være overholdt, vil være, hvis en persongruppe A, der overgår til sygedagpenge og dermed censureres, har en lavere underliggende afgangsrate til beskæftigelse end resten af de personer, der indgår i dagpengekommissionens analyse (persongruppe B), *jf. figur 1.7*. Dette vil indebære, at den samlede gennemsnitlige afgangsrater (for gruppe A og B) op mod opbrug af dagpengeperioden vil stige kraftigere som følge af ændringen af forholdet mellem gruppe A og B end, hvis forholdet var forblevet konstant, *jf. figur 1.8*. I dette tilfælde vil der være afhængig og informativ censurering af forløbet for personer, der overgår fra ledighed til andet end beskæftigelse, hvilket vil lede til en overvurdering af de estimerede adfærdseffekter.



Figur 1.7
Teoretisk eksempel på afgang fra ledighed til beskæftigelse for to persongrupper

Figur 1.8
Teoretisk eksempel på gennemsnitlige afgang fra ledighed til beskæftigelse

Det er ikke muligt at teste om beskæftigelsessandsynligheden for personerne, der bliver censureret, er den samme som for personerne, der afgår til beskæftigelse. Dette skyldes, at der ikke observeres afgange til beskæftigelse for personer, der afgår til andet end beskæftigelse.

Det er muligt at estimere en varighedsmodel, der eksplicit tager højde for competing risk. En sådan model vil dog øge kompleksiteten, hvilket gør estimationen for tung at køre.

I stedet er betydningen af competing risks adresseret ved at foretage en estimation af kommissionens model, hvor forløb, der afsluttes med en afgang til andet

end beskæftigelse, ikke censureres. Der dannes et kontrafaktisk udgangspunkt, hvor censurerede forløb som følge af en ydelsesreduktion har den størst mulige dæmpende effekt på de estimerede adfærdseffekter for afgangen til beskæftigelse.

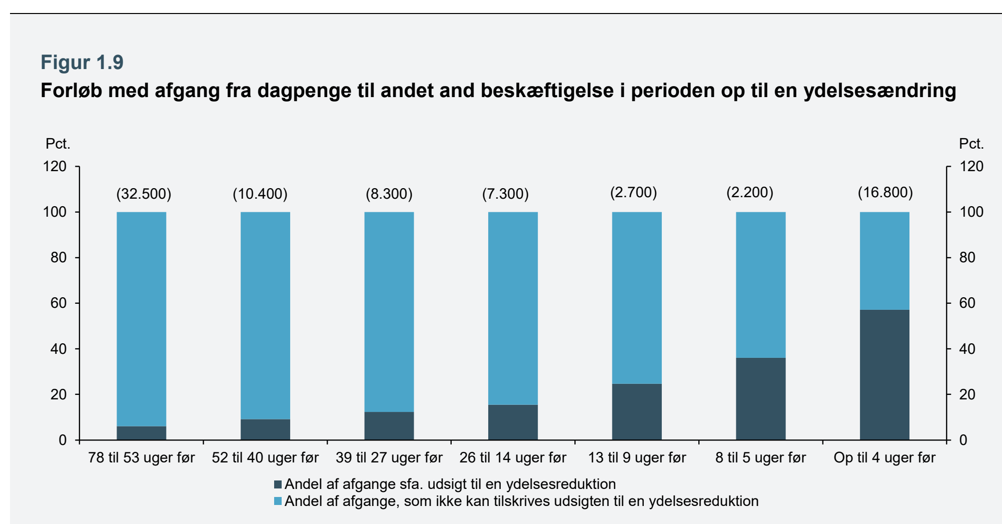
Der opsættes således et scenarie, hvor dagpengeforløb med afgange fra ledighed til andet end beskæftigelse op til en ydelsesreduktion ikke censureres. Varigheden for disse ledighedsforløb forlænges til tidspunktet for en ydelsesreduktion. I analysen forlænges alene de forløb, der giver anledning til merafgang i forhold til en underliggende afgangsrate fra ledighed til andet end beskæftigelse. Ved at forlænge forløbene helt op til opbrug af dagpengeperioden gives den censurede forløb implicit en underliggende afgangsrate på nul pct., hvorved testen kan ses som en maksimal test af betydningen af competing risks.

Udvælgelsen af forløb, der forlænges, foretages på baggrund af kommissionens skønnede merafgang fra dagpenge til andet end beskæftigelse op mod en ydelsesreduktion. Fx skønner kommissionen, at afgangen fra dagpenge til andet end beskæftigelse i perioden 78 til 53 før en ydelsesreduktion stiger med to pct. ved udsigten til en ydelsesreduktion på ti pct. Beregninger på baggrund af samme datagrundlag, som anvendes i kommissions analyse, peger på at ledige i intervallet 78 til 53 før en ydelsesreduktion i gennemsnit har udsigt til en ydelsesnedgang på ca. 30 pct. Det indebærer, at afgangen til andet end beskæftigelse stiger med seks pct. som følge af udsigten til en ydelsesreduktion. Denne stigning skal ses i forhold til en underliggende afgang fra ledighed til andet end beskæftigelse.

For at tage højde for, at merafgangen til andet end beskæftigelse op mod en ydelsesnedgang sandsynligvis ikke er tilfældig, foretages en korrigeret estimation af den model, som kommission anvender. I datagrundlaget for den korrigerede estimation forlænges tilfældigt en række forløb med op til 78 uger. I perioden fire uger op til en ydelsesreduktion forlænges fx ca. 60 pct. af forløbene, *jf. figur 1.9*.

Figur 1.9

Forløb med afgang fra dagpenge til andet and beskæftigelse i perioden op til en ydelsesændring



Anm.: Tallet i parentesen for hver søjle viser antal afgange fra dagpenge til andet end beskæftigelse.
Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

Resultaterne af den korrigerede estimation peger på, at en eventuel manglende modellering af en sandsynligvis afhængig eller informativ censurering ikke har betydning for kommissionens skøn for de centrale parametre, der opfanger merafgang fra dagpenge til beskæftigelse op mod en ydelsesreduktion, *jf. tabel 1.5*. Robusthedstesten viser således, at skønnede adfærdsvirkninger er i omtrent samme størrelsesorden, som benyttes i dagpengemodellen.

Tabel 1.5

Estimerede elasticiteter for afgang til beskæftigelse med (grundmodel) og uden censurering

Virker fra/til	Elasticiteter i grundmodellen		Elasticiteter uden censurering	
78 til 53 uger før ydelsesnedgang	-0,2	***	-0,2	***
52 til 40 uger før ydelsesnedgang	-0,3	***	-0,3	***
39 til 27 uger før ydelsesnedgang	-0,5	***	-0,5	***
26 til 14 uger før ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,5	***
13 til 9 uger før ydelsesnedgang	-0,9	***	-0,8	***
8 til 5 uger før ydelsesnedgang	-1,2	***	-1,0	***
4 uger før til 4 uger efter ydelsesnedgang	-2,6	***	-2,5	***
5 til 8 uger efter ydelsesnedgang	-1,8	***	-1,7	***
9 til 13 uger efter ydelsesnedgang	-1,1	***	-1,0	***
14 til 26 uger efter ydelsesnedgang	-0,6	***	-0,6	***

Anm.: *** = signifikansniveau på én pct. Effekten i grundmodellen 9-13 uger efter en ydelsesnedgang afviger med 0,1 fra oplyst i den Tekniske Analyserapport, hvilket skyldes en afrundingsfejl i rapporten. Modellens øvrige parameterestimater er ikke angivet, men afviger ikke i en betydelig grad fra sammenlignelige analyser.

Kilde: Dagpengekommissionen (2015) og egne beregninger.

fm.dk